مجلّه‌ی جغرافیا و توسعه‌ی ناحیه‌ای، شماره‌ی هفدهم، پاییز و زمستان ۱۳۹۰

تحلیل روند تغییرات بارش‌های سالانه‌ی حوضه‌ی سفیدرود با استفاده از روش ناپارامتری من – کندال

سعید جهانبخش اصل (استاد آب و هواشناسی گروه جغرافیا دانشگاه تبریز، نویسنده‌ی مسؤول)
S.jahan@tabrizu.ac.ir
معصومه تدینی (عضو هیأت علمی و مدرس آب و هواشناسی دانشگاه آزاد اسلامی واحد سمنان)
Masomeh_tadayoni@yahoo.com
حبیبه نوری اوغورآباد (کارشناس ارشد جغرافیای طبیعی(آب و هواشناسی) دانشگاه تبریز)
Habibeh61@yahoo.com

چکیده

هدف از انجام این تحقیق، بررسی روند تغییرات بارندگی‌های سالانه‌ی چند ایستگاه منتخب در حوضه‌ی سفید رود با استفاده از روش ناپارامتری من – کندال می‌باشد. این آزمون جزو متداول ترین روش‌های ناپارامتری به شمار می‌رود که جهت تحلیل روند داده‌های بارندگی در مقیاس سالانه به کار گرفته شده است. شش ایستگاه سینوپتیک واقع در حوضه‌ی سفید رود، که در بازه‌ی زمانی ۱۹۷۸ الی ۲۰۰۷ دارای آمار بودند، انتخاب و آزمون بر روی داده‌های آنها اعمال گردید. نتایج به‌دست آمده از این تحقیق نشان دهنده‌ی وجود روند معنی‌دار در بارندگی ایستگاه‌های خلخال و بیجار بوده، ولی در ایستگاه‌های رشت و زنجان هیچ روند معنی‌داری در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ مشاهده نشد. در سطح اطمینان ۹۵٪ مقادیر بارندگی ایستگاه لاهیجان دارای روند صعودی و معنی دار بوده و این مقادیر در ایستگاه میانه دارای روند نزولی و معنی دار است. دستاوردهای این مطالعه می‌تواند مسؤولان را در تخصیص اعتبارات با توجه به میزان بارش‌های ایستگاه‌ها در خصوص جلوگیری از میزان آسیب‌های بخش کشاورزی، صنعتی و... یاری رساند.

کلیدواژه‌ها: تحلیل روند، بارش، آزمون من– کندال، حوضه‌ی سفیدرود.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۹/۷ تاریخ تصویب:۱۳۹۱/۲/۱۶

پیشینه‌ی تحقیق

یکی از روش‌های متداول جهت تحلیل سری‌های زمانی عناصر اقلیمی، بررسی وجود یا عدم وجود روند در آن با استفاده از آزمون‌های آماری می‌باشد. اصولا وجود روند در سری‌های زمانی عناصر اقلیمی، ممکن است ناشی از تغییرات تدریجی طبیعی و تغییر اقلیم یا اثر فعالیت‌های انسانی باشد(Brooks & Carrthers,1953:414). اثبات وجود روند معنی داری در یک سری زمانی بارندگی، به تنهایی نمی‌تواند دلیلی قاطع بر وقوع تغییر اقلیم در یک منطقه باشد، بلکه فرض رخداد آن را تقویت می‌نماید. این ویژگی ناشی از متعدد بودن عوامل کنترل کننده سامانه‌های اقلیمی است(Serrano et.al,1999:85-90). تاکنون روش‌های آماری متعددی جهت تحلیل روند سری‌های زمانی ارائه شده‌اند که به دو دسته‌ی کلی روش‌های پارامتری و ناپارامتری، قابل تقسیم بندی‌اند. روش‌های ناپارامتری از کاربرد نسبتاً وسیع تر و چشمگیرتری نسبت به روش‌های پارامتری برخوردارند(مشکلاتی، ۸۷:۱۳۷۱ و۹۵). در زمینه‌ی اهمیت بارندگی روی تغییر اقلیم مطالعات متعددی به انجام رسیده که تعدادی از آنها عبارت‌اند از:

تیموچی و همکاران (Timothy et al, 2000:347-364) توزیع بارندگی روزانه‌ی کشور انگلستان را در دوره‌ی ۱۹۹۵–۱۹۶۱ تغییر یافته می‌دانند و معتقدند که میزان بارندگی در فصل زمستان با افزایش و در فصل تابستان با کاهش روبرو بوده است. آنها برای اثبات نظریات خود از آمار صدوده ایستگاه سینوپتیک استفاده نموده اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهند که، میزان بارش‌های زمستانه افزایش زیادی داشته‌اند، همچنین تغییرات تابستانه‌ی بارش، تداوم چندانی نسبت به تغییرات زمستانه نداشته‌اند. تغییرات بارش‌های بهاره و پاییزه نیز در این دوره بارز بوده و از نظر مقیاس مکانی نیز در کل منطقه گسترده بوده است.

کیان وهمکاران(Qian & Corte, 2000:158-159) نوسان‌های دوره ای بارش اروپا را از سال ۱۹۱۱ تا ۱۹۹۰ با استفاده از روش MSSA[1] مورد پژوهش قرار دادند. دو نوسان دوره ای قوی با دوره‌ی زمانی ۲۳/۸ ماه (دو سال) و ۴۳/۵ ماه(۳/٦ سال) آشکار گردید. سپس به‌وسیله‌ی تابع

1 Multichannel Singular Spectrum Analysis

غیر طبقاتی تجربی، ساختار مکانی و توزیع فضایی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج به‌دست آمده حاکی از این است که نوسان‌های ۴۳/۵ ماهه به طرف شمال اروپا تمرکز بیشتری دارند، در حالی‌که نوسان‌های ۲۳/۸ ماهه تمایل بیشتری به جنوب نشان می‌دهند.

کلارک(Clarcke, 2003:27-38) مطالعه‌ی روند بارش و دمای ایستگاه‌های کانادا را با استفاده از روش‌های پیشرفته‌ی آماری ناپارامتری مورد بررسی قرار داد. به نظر وی تغییرات آب و هوا الزاماً به معنی تغییر توأمان و اساسی بارش و دما نیست. نتایج پژوهش حاکی از این است که دما در بیشتر ایستگاه‌های کانادا افزایش داشته، ولی گواه محکمی مبنی بر تغییر بارش به جز افزایش بارش در چند نقطه‌ی محدود، همانند مونکتون وجود ندارد. لذا در پژوهش مذکور علاوه بر تغییرات زمانی بارش و دما پراکندگی فضایی این تغییرات نیز بررسی شده است.

لانا و همکاران(Lana & Burguno, 2003:315-332) با استفاده از یک سری شاخص‌های بارشی در مقیاس سالانه و فصلی پس از کاربرد فیلترهای پایین گذر به تحلیل و بررسی مقادیر بارش روزانه‌ی رصدخانه فبرا واقع در ایالت بارسلونا بین سال‌های ۹۹ – ۱۹۱۷ پرداخته اند. عناصر مورد مطالعه عبارت‌اند از: تعداد روزهای بارانی و شدت بارش روزهای بارانی. نتایج پژوهش حاکی از تأثیر روند بر شاخص‌های بارشی مورد مطالعه در رصدخانه‌ی فبرا طی قرن بیستم است.

سلشی و زانک(Seleshi and Zanke, 2004:973-983) تغییرات بارش سالانه وفصلی، ژوئن– سپتامبر، مارس– مه و روزهای بارانی در مناطق مختلف آب و هوایی کشور اتیوپی را مورد بررسی قرار داده‌اند. آزمون من– کندال[۲] پیشرفته حاکی از نبود روند در بارش سالانه، فصلی و روزهای بارانی مناطق مرکزی، شمالی، شمال غربی اتیوپی است. بارش سالانه و فصلی ژوئن– سپتامبر مناطق شرقی– جنوبی و جنوب غربی دارای کاهش معنی داری از سال ۱۹۸۲ هستند.

1. Man - Kendall

تحلیل هم‌بستگی کاهش مذکور ناشی از گرمایش اقیانوس اطلس جنوبی در سال‌های ۱۹۸٦–۲۰۰۲ تلقی شده است.

علاوه بر مطالعات مذکور، می‌توان به تحقیقات جامعی (۱۳۸٦:٤٦و٤٨)، عزیزی و روشنی (۱۳۸۷:۱۳و۲۸)،منتظری وفهیمی (۱۳۸۲:۲۸۸و۲۹۳)، جهانبخش اصل و کرمی (۱۳۷۸:۵۱و٦۵)، صراف و جامعی (۱۳۸۲:۱۵۱و۱۷۳)، جهانبخش اصل و ذوالفقاری(۱۳۸۱:٤۵و۵۷) اشاره نمود که به بحث تغییر اقلیم و نقش روش‌های آماری در بررسی تغییرات اقلیمی پرداخته اند.

در این تحقیق، جهت بررسی روند سری داده‌های بارندگی در مقیاس سالانه، از آزمون ناپارامتری من – کندال استفاده گردید تا تغییرات حاصله در روند بارندگی حوضه‌ی سفید رود مورد بررسی قرار گیرد.

مواد و روش‌ها

برخی سری‌های آب و هوایی به طور کلی از توزیع نرمال (بهنجار) پیروی نمی کنند. در این صورت می‌توان از آزمون رتبه ای استفاده نمود. این قبیل آزمون‌ها زیاد بوده و هر کدام توانایی‌ها و ضعف‌های خاص خود را دارند. یکی از این آزمون‌ها روش من – کندال است. این آزمون نیاز به توزیع فراوانی نرمال یا خطی بودن رفتار داده نداشته و در برابر مقادیر فرین (داده‌هایی که کشیدگی زیاد دارند) و داده‌هایی که از رفتار خطی انحراف چشمگیری دارند، بسیار قوی بوده و به منظور ارزشیابی روند به کار برده می‌شود (زاهدی و همکاران، ۱۳۸٦: ۱۸۷و۱۸۸).

در این مطالعه برای بررسی تغییرات زمانی بارندگی از آمار شش ایستگاه سینوپتیک حوضه‌ی سفید رود از سال ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۷ استفاده شده است.

مراحل اجرای این آزمون به قرار زیر است:

۱ . داده‌ها به ترتیب وقوع ردیف می‌شوند و ترتیب زمانی داده‌ها را n در نظر می‌گیریم(علیزاده، ۱۳۸٦: ٦۹۸).

۲ . داده‌ها رتبه بندی می‌شوند که برای این منظور از آماره T(نسبت رتبه I به رتبه‌های ما قبل) استفاده می‌شود.

۳ . امید ریاضی E_i، واریانس V_i و شاخص من – کندال U_i براساس روابط زیر محاسبه می‌شوند:

$$Ei = ni(ni-1)/4 \quad (1)$$

$$Vi = ni(ni-1)(2ni+5)/72 \quad (2)$$

$$Ui = (\sum ti - Ei)/\sqrt{V_i} \quad (3)$$

در روابط بالا ni ترتیب زمانی داده‌ها است. این شاخص دارای توزیع نرمال است، لذا برای شناسایی معنی دار بودن از جدول منحنی استفاده می‌شود(Claudia libiseller,2002:1-16).

برای شناسایی روندهای جزئی و کوتاه مدت، نقاط جهش و نقاط شروع روند سری‌های زمانی از نمودار سری زمانی بر حسب مقادیرU و 'U استفاده خواهد شد. به منظور ترسیم نمودار سری زمانی مقادیر متوالی، آماره‌های U و 'U با استفاده از آزمون من – کندال (روابط۳ و ٦) محاسبه می‌شوند. برای بررسی تغییرات باید شاخص 'U نیز محاسبه شود، مراحل محاسبه‌ی 'U بدین شرح است:

۱. داده‌ها رتبه بندی می‌شوند که برای این منظور از آماره 'T (نسبت رتبه I به رتبه‌های ما بعد) استفاده می‌شود.

۲. امید ریاضی E_i'، واریانس V_i' و شاخص U_i' از روابط زیر محاسبه می‌شوند:

$$Ei' = [N-(ni-1)](N-ni)/4 \quad (1)$$

$$Vi' = [N-(ni-1)](N-ni)[2(N-(ni-1))]+5/72 \quad (2)$$

$$Ui' = -(\sum ti' - Ei')/\sqrt{Vi'} \quad (3)$$

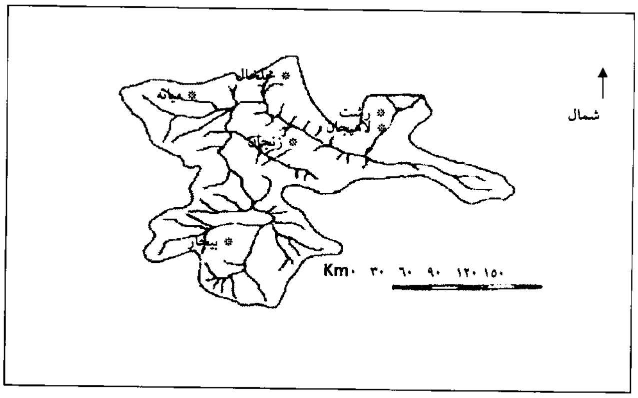
در روابط فوق N تعداد سال‌های آماری مورد استفاده است. محل تلاقی شاخص U و U' با محدوده ی ۹۵ درصد اطمینان نشان دهنده‌ی تغییرات سری زمانی بوده و رفتار U بعد از محل تلاقی وضعیت روند (کاهشی یا افزایشی) سری را نشان می‌دهد. عدم تلاقی دو شاخص، معرف عدم روند سری است(Goossens & Berger,1986:385-399).

به منظور اطمینان از همگنی داده‌ها، آزمون (Run Test) روی آمار بارندگی ایستگاه‌ها اعمال شد و با حذف ایستگاه‌های غیر همگن در نهایت شش ایستگاه انتخاب شد. برای هر یک از ایستگاه‌های مورد مطالعه، سری‌های سالانه‌ی بارندگی استخراج گردید. مشخصات و موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه در جدول ۱ و شکل ۱، ارائه شده‌اند.

جدول شماره ۱) مشخصات ایستگاه‌های مورد مطالعه در حوضه‌ی سفید رود

نام ایستگاه	ارتفاع (متر)	عرض جغرافیایی (دقیقه درجه)		طول جغرافیایی (دقیقه درجه)		متوسط بارش سالانه(میلی متر)	متوسط دمای سالانه (درجه سانتی گراد)
بیجار	۱۸۸۳/٤	۵۳	۳۵	۳۷	٤۷	۳٤٤	۱۱/۷۰
میانه	۱۱۱۰	۲۷	۳۷	٤۲	٤۷	۲۸۲/۱۰	۱٤/۲۰
خلخال	۱۷۹٦	۳۸	۳۷	۳۱	٤۸	۳۸٤/٦۰	۸/۷۰
زنجان	۱٦٦۳	٤۱	۳٦	۲۹	٤۸	۳۱۳/۱۰	۱۱/۵۰
رشت	۳٦/۷	۱۲	۳۷	۳۹	٤۹	۱۳۹٤/٤۱	۱٦/۲
لاهیجان	۲-	۱۱	۳۷	۰	۵۰	۳۹۷/۵۰	۱٦/۵۰

شکل ۱: موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه در حوضه‌ی سفید رود



یافته‌های تحقیق

برای کلیه‌ی سری‌های زمانی سالانه‌ی مورد مطالعه، در ابتدا آماره‌ی آزمون من – کندال محاسبه گردید. سپس معنی داری این آماره‌ها در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ مورد آزمون قرار گرفت که نتایج به‌دست آمده در جداول ۲ و ۳ ارائه شده‌اند. همان‌گونه که از این جداول بر می‌آید در بین سری داده‌های سالانه‌ی ایستگاهها، بیشترین روند معنی داری تایید شده در ایستگاه خلخال مشاهده گردید، به‌گونه‌ای که در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ به ترتیب، ۳۶/۶ و ده درصد نسبت به ایستگاه‌های مورد مطالعه دارای روند کاهشی و معنی دار بوده است. در بین سری داده‌های ایستگاه‌های رشت و زنجان در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ در هیچ سالی روند معنی داری مشاهده نمی شود. در ایستگاه‌های میانه و لاهیجان هیچ یک از سری‌های سالانه مورد مطالعه روند معنی دار در سطح اطمینان ۹۹٪ نداشتند اما در سطح اطمینان ۹۵٪ ایستگاه لاهیجان دارای روند صعودی و معنی دار و ایستگاه میانه دارای روند نزولی و معنی دار هستند. در ایستگاه بیجار در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ به ترتیب ۲۰ و ۳/۳ درصد نسبت به ایستگاههای مورد مطالعه دارای روند کاهشی و معنی دار بوده است. در جدول شماره ۲ نتایج حاصل از آزمون من – کندال برای ایستگاههای مورد مطالعه ارائه شده است و در جدول شماره ۳، درصد ایستگاههای دارای روند معنی دار نسبت به کل ایستگاهها به تفکیک سطوح معنی دار نشان داده شده است.

جدول شماره ۲) نتایج به‌دست آمده از آزمون من – کندال در سطوح اعتماد ۹۵٪ و ۹۹٪ در ایستگاه‌های منتخب حوضه‌ی سفید رود(۲۰۰۷ –۱۹۷۸)

سال	بیجار	خلخال	رشت	زنجان	لاهیجان	میانه
۱۹۷۸	–	–	–	–	–	–
۱۹۷۹	-۱	۱	-۱	-۱	۱	-۱
۱۹۸۰	-۱/۵۶	۰/۵۲	۰/۵۲	-۰/۵۲	-۰/۵۲	-۰/۵۲
۱۹۸۱	-۲/۰۳*	۰	۰	۰/۶۷	۰/۶۷	-۱/۳۵
۱۹۸۲	-۲/۴۴*	-۰/۹۷	۰	۰/۹۷	۱/۴۶	-۱/۴۶
۱۹۸۳	-۲/۴۴*	-۱/۳۱	-۰/۹۳	۰/۵۶	۰/۵۶	-۲/۰۶*
۱۹۸۴	-۲/۵۵*	-۱/۹۵	-۰/۱۵	۱/۳۵	۰/۷۵	-۲/۲۵*
۱۹۸۵	-۲/۹۶*	-۱/۴۸	۰	۱/۲۳	۱/۲۳	-۲/۷۲*
۱۹۸۶	-۳/۳۳**	-۲/۰۸*	۰	۱/۴۵	۱/۰۴	-۲/۷۱*
۱۹۸۷	-۲/۰۵*	-۱/۸۷	-۰/۰۸	۱/۵۲	۰/۶۲	-۲/۰۵*
۱۹۸۸	-۱/۱۶	-۰/۸۵	-۰/۲۳	۱/۰۱	۱/۰۱	-۱/۰۱
۱۹۸۹	-۰/۶۸	-۱/۳۷	۰/۱۳	۰/۱۳	۱/۶۴	-۰/۹۶
۱۹۹۰	-۰/۶۱	-۱/۷۰	۰/۴۸	-۰/۴۸	۱/۹۵	-۰/۳۶
۱۹۹۱	-۰/۰۵	-۲/۰۲*	۰/۰۵	-۰/۰۵	۱/۹۱	۰/۲۷
۱۹۹۲	۰/۱۴	-۲/۰۲*	۰/۵۴	۰/۰۴	۲/۴۲*	۰/۵۴
۱۹۹۳	۰/۸۱	-۱/۸۰	۰/۹۹	۰/۶۳	۲/۸۸*	۱/۱۷
۱۹۹۴	۱/۴۰	-۱/۶۴	۰/۹۸	۱/۲۳	۲/۸۸*	۱/۴۰
۱۹۹۵	۱/۵۵	-۲	۰/۳۴	۰/۶۴	۲*	۰/۶۴
۱۹۹۶	۱/۷۱	-۲/۲۷*	-۰/۱۷	۰/۵۲	۱/۵۷	۰/۷۳
۱۹۹۷	۱/۵۵	-۲/۵۹*	-۰/۱۲	۰/۱۲	۱/۶۲	۰/۹۷
۱۹۹۸	۱/۳۸	-۲/۸۹*	-۰/۴۲	-۰/۲۴	۱/۲۶	۱/۰۸
۱۹۹۹	۰/۷۰	-۳/۱۸**	-۰/۷۰	-۰/۷۶	۱/۰۴	۰/۵۳
۲۰۰۰	۰/۶۰	-۳/۱۴**	-۰/۵۰	-۰/۵۵	۱/۲۹	۰/۶۰
۲۰۰۱	۰	-۳/۱۷**	-۰/۳۹	-۰/۹۹	۱/۱۴	۰/۱۴
۲۰۰۲	-۰/۲۸	-۲/۹۴*	-۰/۶۵	-۱/۲۱	۰/۵۱	۰/۵۶
۲۰۰۳	-۰/۴۱	-۲/۵۳*	-۰/۳۷	-۰/۶۸	۰/۸۵	۰/۶۳
۲۰۰۴	-۰/۷۷	-۲/۲۷*	۰/۰۲	-۰/۴۷	۰/۹۷	۰/۶۴
۲۰۰۵	-۰/۹۸	-۲/۰۹*	۰/۲۷	-۰/۷۱	۱/۲۲	۰/۶۷
۲۰۰۶	-۱/۲۰	-۱/۹۱	۰/۶۰	-۰/۷۱	۱/۳۵	۰/۶۳
۲۰۰۷	-۱/۴۰	-۱/۷۶	۰/۸۷	-۰/۷۶	۱/۴۸	۰/۵۱

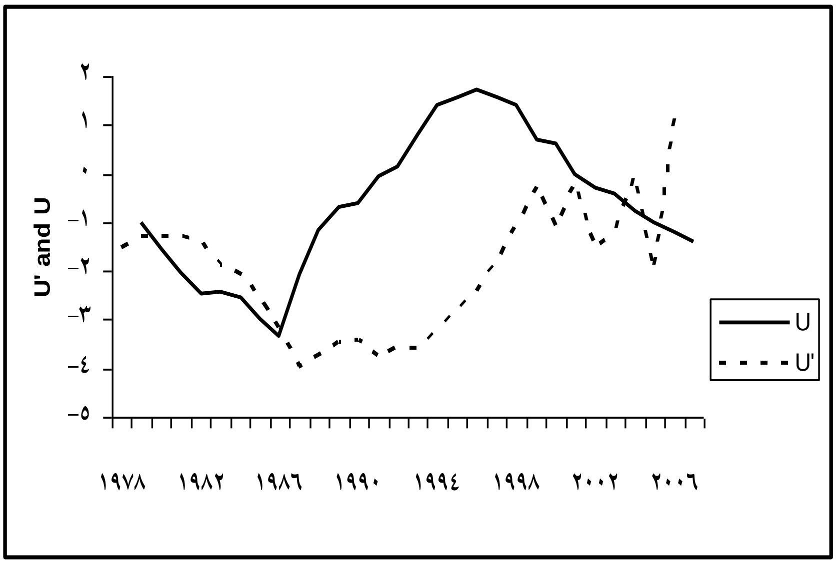
*وجود روند در سطح ۹۵ درصد، **وجود روند در سطح ۹۹ درصد

جدول شماره ۳)درصد ایستگاه‌های دارای روند معنی دار نسبت به کل ایستگاه‌ها به تفکیک سطوح معنی دار

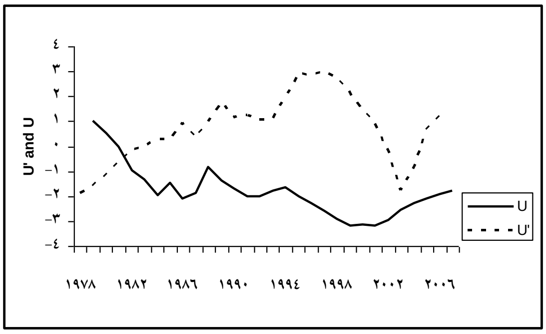
بیجار	خلخال	رشت	زنجان	لاهیجان	میانه	سطح معنی دار
۲۰	۳۶/۶	۰	۰	۱۳/۳	۱۶/۶	٪۹۵
۳/۳	۱۰	۰	۰	۰	۰	٪۹۹

تصویر نقاط عطف (جهش) و تعیین سال جهش ایستگاه‌های مورد مطالعه در اشـکال ۲ الی۷ ارائه شده اند. با توجه به این اشکال، در ایستگاههای بیجار، رشت، زنجان و لاهیجان نقطه‌ی جهش و تغییر به ترتیب در سال‌های ۱۹۸۶، ۱۹۸۱، ۱۹۷۹، ۱۹۸۱ و چندین جهش کاملاً بارز دیگر در طول دوره‌ی آماری قابل مشاهده است. همچنین ایستگاههای خلخال و میانه تنها بـا یـک جهـش در طـول دوره‌ی آمـاری(بـه ترتیـب سـال‌هـای ۱۹۸۲ و ۱۹۸۸) قابـل تشخیص‌اند.

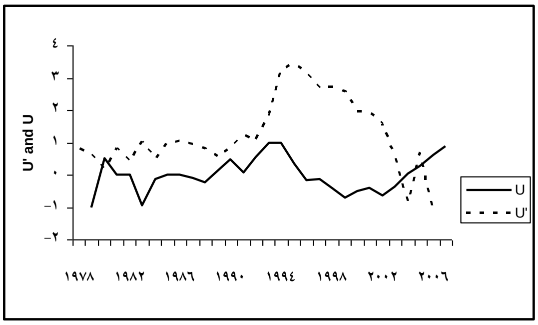
شکل ۲) روند بارش سالانه‌ی بیجار با استفاده از شاخص‌های U و 'U من – کندال



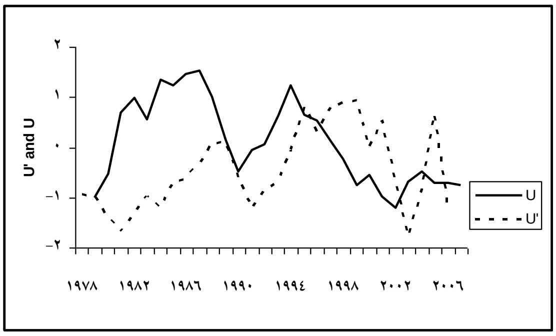
شکل ۳) روند بارش سالانه‌ی خلخال با استفاده از شاخص‌های U و 'U من – کندال



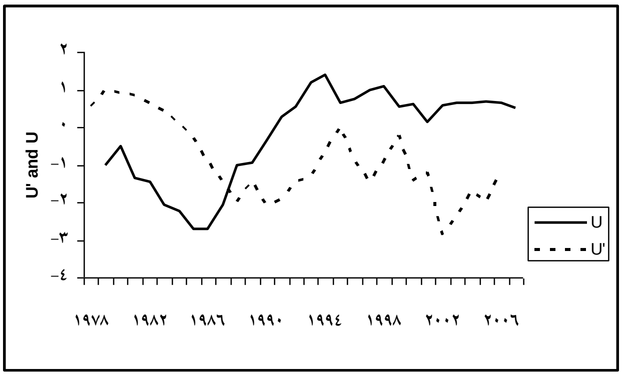
شکل ٤) روند بارش سالانه‌ی رشت با استفاده از شاخص‌های U و 'U من – کندال



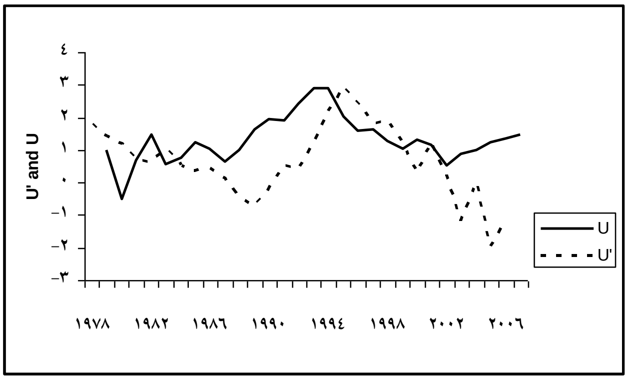
شکل ۵) روند بارش سالانه‌ی زنجان با استفاده از شاخص‌های U و 'U من – کندال



شکل ٦) روند بارش سالانه‌ی میانه با استفاده از شاخص‌های U و 'U من – کندال



شکل ۷) روند بارش سالانه‌ی لاهیجان با استفاده از شاخص‌های U و 'U من – کندال



نتیجه گیری

براساس نتایج به‌دست آمده، ایستگاههای خلخال و بیجار به ترتیب دارای بیشترین روند معنی داری بوده اند و ایستگاه‌های رشت و زنجان نیز هیچ روند معنی داری را در سطوح اطمینان ٩٥٪ و ٩٩٪ نشان نداده اند. همچنین با توجه به موقعیت و چگونگی پراکنش ایستگاههای دارای روند معنی‌دار می‌توان چنین نتیجه گیری کرد که روندهای حادث شده در منطقه‌ی مورد مطالعه، تابع هیچ نظم خاصی نبوده و نمی توان وجود روند خاصی را به قسمتی از منطقه‌ی مورد مطالعه یا کل آن نسبت داد. همچنین از آن‌جا که تعداد سری‌های دارای روند

معنی داری بسیار کمتر از سری‌های فاقد روند می‌باشند، لذا دلیلی مبنی بر وجود روند به‌صورت منطقه ای وجود ندارد و روندهای حادث شده را می‌توان به‌صورت نقطه ای و تنها به ایستگاههای دارای روند نسبت داد.

در نهایت نکته‌ی پر اهمیت تحقیق حاضر این است که تمام ایستگاه‌های واقع درمنطقه‌ی مورد مطالعه از لحاظ درجه‌ی آسیب پذیری در شدت مناطق آب و هوایی خود جای گرفتند که خود نمایانگر ارتباط شدت خشکسالی با میزان آسیب پذیری در بخش‌های کشاورزی، صنعتی و... است. بدین ترتیب پیشنهاد می‌شود که تخصیص اعتبارات با توجه به ضرایب به دست آمده برای میزان بارش‌های هر ایستگاه صورت پذیرد تا از این طریق بتوان اعتبارات را به درستی توزیع کرد. شایان ذکر است که نتایج حاصل از این بررسی مربوط به چند ایستگاه منتخب در دوره‌ی آماری ۱۹۷۸ الی ۲۰۰۷ بوده و با اضافه شدن ایستگاه‌های دیگر با طول دوره‌ی آماری بیشتر، نتایج به‌دست آمده را می‌توان روزآمد کرده و تعدیل نمود.

کتابنامه

۱. جهانبخش اصل، سعید، ذوالفقاری، حسن.(۱۳۸۱)، "بررسی سینوپتیک بارش‌های روزانه در غرب ایران"، ***فصلنامه‌ی تحقیقات جغرافیایی***، شماره پیاپی ٦٣-٦٤، زمستان ۱۳۸۰ و بهار ۱۳۸۱.

۲. جهانبخش اصل، سعید،کرمی، فریبا.(۱۳۷۸)، "تحلیل سینوپتیکی پرفشار سیبری بر بارش سواحل جنوبی دریای خزر"، ***فصلنامه‌ی تحقیقات جغرافیایی٥٤-٥٥***، سال چهارم، شماره۳ و ٤.

۳. جامعی؛ جاوید.(۱۳۸٦)، "تحلیل تغییرات پراکنش فضائی-زمانی بارش و دمای شمال غرب کشور"، ***پایان‌نامه‌ی دکتری***، دانشگاه تبریز.

٤. زاهدی، مجید، ساری صراف، بهروز، جامعی، جاوید.(۱۳۸٦)، "تحلیل تغییرات زمانی و مکانی دمای منطقه شمال غرب ایران"، ***جغرافیا و توسعه***، شماره ۱۰.

۵. ساری صراف، بهروز، جامعی، جاوید.(۱۳۸۲)، "تحلیل و برآورد خشکسالی در غرب ایران"، ***فصلنامه‌ی تحقیقات جغرافیایی***، شماره۷۱.

٦. عزیزی، قاسم، روشنی، محمود.(۱۳۸۷)، "مطالعه تغییر اقلیم در سواحل جنوبی دریای خزر به روش من کندال"، ***پژوهش‌های جغرافیایی***، شماره ٦٤.

۷. علیزاده، امین، کمالی، غلامعلی، موسوی، فرهاد، موسوی بایگی، محمد.(۱۳۸۶)، ***هوا و اقلیم شناسی***، چاپ هشتم، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.

۸ .مشکلاتی، محمد رضا.(۱۳۷۱)،، ***تحلیل سری‌های زمانی: پیش بینی و کنترل(ترجمه)***، انتشارات دانشگاه تهران.

۹. منتظری، مریم، فهمی، هدایت.(۱۳۸۲)، ***اثرات تغییر اقلیم بر منابع آب کشور***، سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم، دانشگاه اصفهان.

10. Brooks, C.E.P. and Carrthers, N.(1953***), Handbook of Statistical Methods in meteorology London***, H.M.S.O., pp.412.
11. Clarke. T.S.(2003), ***Regioal Climate Change: Trends Analysis of Temperature and Precipitation Series at Canadian Sites***, Canadian Journal of Aricultral Economics, 48(1),pp.27-38.
12. Claudia, Libiseller.(2002***).A Program for the Computation of Multivariate and Partial Mann-Kendall Test***, Can be downloaded from:
http://www.mai.liu.se/~cllib/welcome/PMKtest.html.
13. Goossens C, Berger A.(1986), ***Annual and seasonal climatic variations over the Northern Hemisphere and Europe during the century***. Annales Geophysicae 4: pp.385-399.
14. Lana.X,Serra, C. and Burguno. A.(2003), ***Trends Affecting Pluviometric Indices at the Fabra Observatory***(Barcelona, NE Spain) from 1917 to 1999, International Journal of Climatology, Vol:23 , pp.315-332.
15. Qian.B and Corte.J.R.(2000), ***Spatial-Temporal Structures of Quasi-Periodic Oscillations over Europe***, International Journal of Climatology, vol:20 ,pp.158-159.
16. Serrano, A., Mateos, V.L., and Garcia, J.A..(1999), ***Trend Analyisi of Monthly Precipitation Over the Iberian Peninsula for the Period 1921-1995. phys***. Chem. EARTH(B), vol:24, no. 1-2:pp.85-90.
17. Seleshi. Y and Zanke. U.(2004), ***Recent Changes in Rainfall and Rainy Days in Ethiopia***, International Journal of Climatology, Vol:20 ,pp.973-983.
18. Timothy.J,Hulm,M,Jones.Ph and Basntte, T.A(2000), ***Obswrved Trends in the Daily Intensity of United Kingdom Precipitation***, International Journal of Climatology, Vol:20 ,pp.347-364.